

DESIGUALDAD Y CONVERGENCIA*

Francisco J. Goerlich y Matilde Mas

WP-EC 99-07

Correspondencia a M. Mas: IVIE. C/. Guardia Civil, 22, Esc. 2, 1º. 46020 Valencia.

Tel.: 963 930 816 / Fax: 963 930 856 / e-mail: matilde.mas@ivie.es

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Septiembre 1999.

Depósito Legal: V-3196-1999

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previa a su remisión a las revistas científicas.

* El trabajo se inscribe en el proyecto SEC98-0895 de la DGCICYT. Los autores agradecen al Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), y en especial a Rodrigo Aragón, la ayuda recibida en el tratamiento de la información estadística. También agradecen, sin implicarle, los comentarios y sugerencias de E. Uriel. F.J. Goerlich agradece la ayuda financiera del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas y M. Mas la del Ministerio de Educación y Ciencia PR95-092.

DESIGUALDAD Y CONVERGENCIA

Francisco J. Goerlich y Matilde Mas

RESUMEN

El trabajo cuestiona la evidencia empírica relativa a la relación existente entre desigualdad y crecimiento a partir de la estimación de ecuaciones de convergencia. Las críticas se orientan en dos direcciones, hacia la calidad de los datos y al procedimiento estándar de estimación. Comienza describiendo con detalle el procedimiento seguido en la elaboración de los índices de desigualdad para las provincias españolas, a partir de las *Encuestas de Presupuestos Familiares* de los años 1973/74, 1980/81 y 1990/91. Esta información permite aplicar la técnica de datos de panel, confirmando el efecto negativo de la desigualdad en el crecimiento potencial de la economía cuando las variables se expresan en términos *per capita*.

JEL: D31, O41

Palabras clave: Distribución de la renta, desigualdad, crecimiento, convergencia

ABSTRACT

This paper questions the empirical evidence of the relationship between inequality and growth on the basis of the estimation of convergence equations. The criticisms are aimed in two directions - at the quality of the data and at the standard estimation procedure. It begins by describing in detail the procedure followed in the elaboration of inequality indices for the Spanish provinces, on the basis of the Household Budget Surveys for the years 1973/74, 1980/81 and 1990/91. This information enables the panel data technique to be applied, confirming the negative effect of inequality on the potential growth of the economy when the variables are expressed in per capita terms.

JEL: D31, O41

Key words: Income distribution, inequality, growth, convergence

La literatura de la desigualdad y del crecimiento, aunque comparten muchos elementos comunes, han recorrido caminos paralelos que sólo en fechas recientes parecen estar confluyendo. La convergencia entre ambas se ha visto favorecida por la reciente aparición de trabajos, todavía no muy abundantes que, recogiendo la tradición iniciada por Kuznets (1955) y Williamson (1965), desarrollan las relaciones teóricas y empíricas existentes entre la desigualdad microeconómica y el crecimiento de las magnitudes macroeconómicas a nivel regional o de países. Entre los primeros pueden citarse Galor y Zeira (1993), Benabou (1996) y Chiu (1998), y entre los trabajos empíricos los de Alesina y Rodrik (1994), Persson y Tabellini (1994), Clarke (1995) y Perotti (1996).

La contrastación empírica de las aproximaciones anteriores se ha realizado en la generalidad de los casos a partir de datos internacionales. Sin embargo, es bien conocido y así lo admiten los autores, que la información estadística relativa a los índices de desigualdad de la que parten es muy endeble lo que inevitablemente plantea dudas sobre la robustez de los resultados. El origen de esta debilidad se encuentra en la necesidad de descansar en estimaciones fragmentarias realizadas por otros autores, sin reunir las garantías mínimas de homogeneidad. Así, la información microeconómica puede proceder indistintamente de censos o encuestas; las variables pueden venir expresadas en términos nominales o reales; referirse a hogares o individuos; considerar indistintamente las variables ingresos o gastos; incorporar distintos procedimientos de ponderación; o utilizar índices agregados de desigualdad (Gini, Theil y Atkinson son los más frecuentes) en conjunción con percentiles de la variable que se encuentre disponible.

La posibilidad de disponer de las *Encuestas de Presupuestos Familiares* (EPF) para la economía española, elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística (INE), con representatividad a nivel provincial, proporciona un excelente banco de pruebas para contrastar la relación existente entre desigualdad y crecimiento. Aunque la metodología de las EPF ha experimentado variaciones a lo largo del tiempo, las modificaciones introducidas han sido prácticamente irrelevantes, sobre todo si se comparan con las importantes diferencias metodológicas y de tratamiento estadístico que contaminan los resultados basados en datos de diferentes países. En este trabajo, se ha partido de la información microeconómica proporcionada por las EPF correspondientes a los años 1973/74, 1980/81 y 1990/91, sometiénolas a un tratamiento homogéneo que se describe en el apartado I. Los indicadores elaborados en este apartado permiten contrastar, en el apartado II, la relación entre desigualdad y crecimiento utilizando ecuaciones de convergencia que toman como referente las cincuenta provincias españolas y el periodo de casi veinte años que media entre ellas. En este apartado se ilustran también las implicaciones de utilizar como procedimiento de estimación el habitual de mínimos cuadrados ordinarios para una ecuación de corte transversal o,

alternativamente, la consideración de los datos con una estructura de panel. Por último, el apartado III concluye.

I. LA DESIGUALDAD EN ESPAÑA A TRAVÉS DE LAS EPF 1973/74, 1980/1981 Y 1990/1991. ASPECTOS METODOLÓGICOS

Las *Encuestas de Presupuestos Familiares* (EPF) realizadas por el *Instituto Nacional de Estadística* (INE) proporcionan la información idónea para analizar la evolución de la desigualdad en España en el largo plazo. Éstas han sido explotadas por diversos autores¹, aunque sólo Martín-Guzmán *et al.* (1996) han comparado las tres últimas encuestas que cubren un periodo de casi veinte años. Desde el punto de vista espacial, el nivel de desagregación contemplado por todos los autores son las diecisiete comunidades autónomas, con la excepción de Pérez, Goerlich y Mas (1996) y Goerlich y Mas (1998) que toman como referente las cincuenta provincias españolas en la información proporcionada por la EPF 1990/1991. Las EPF son diseñadas con la finalidad de estimar las ponderaciones que corresponden a cada tipo de bienes en los índices de precios al consumo, así como contribuir a la formación de algunas variables macroeconómicas en la Contabilidad Nacional, en especial de la variable *Consumo Privado*. Todas las variables son netas de impuestos. La unidad de análisis son los hogares, excluyéndose los visitantes ocasionales y el servicio doméstico. La selección de la muestra se realiza mediante un muestreo bietápico estratificado², representativo a nivel de las cincuenta provincias españolas³.

La desigualdad en la distribución personal de la renta puede aproximarse desde la perspectiva de los ingresos o de los gastos, y dentro de estos, entre los totales o algunos subconjuntos que se obtienen al suprimir determinadas partidas de gasto. Algunos autores, por ejemplo Slesnick (1991, 1993), recomiendan como medida más adecuada del nivel de vida el consumo de bienes, es decir, el gasto de los hogares o de los individuos que lo integran por constituir una mejor aproximación al concepto de renta permanente. Por otra parte, la naturaleza de la información contenida en las EPF españolas han inclinado a la mayoría de los autores a considerar el gasto como variable de referencia, aunque el acuerdo no es

¹ Véase por ejemplo Ruiz-Castillo (1987, 1993, 1997), del Rio y Ruiz-Castillo (1996 y 1997), Ayala, Martínez y Ruíz-Huerta (1993), Martín Guzmán, Toledo, Bellido, López y Jano (1996), Bosch, Escribano y Sánchez (1989), Pérez, Goerlich y Mas (1996) y Goerlich y Mas (1998).

² Ello implica que podemos mantener el supuesto de que las observaciones son independientes pero no idénticamente distribuidas.

³ Las antiguas plazas africanas de Ceuta y Melilla, en la actualidad *ciudades autónomas*, no fueron consideradas en la EPF de 1973/74 por lo que han sido excluidas de nuestra muestra.

generalizado. Sucintamente estas características son las siguientes⁴: a) la finalidad de la encuesta es la de proporcionar las ponderaciones de los índices de precios al consumo, por lo tanto el lado de gasto recibe mayor atención que el de los ingresos; b) algunos individuos pueden tener incentivos para ocultar ingresos por razones fiscales, mientras que los incentivos para ocultar gastos son menores; y c) las estimaciones del INE de los gastos totales son superiores a los ingresos en más del 60% de los hogares, observación que refuerza la anterior. Tampoco hay acuerdo sobre la pertinencia de excluir determinadas partidas de gasto asociadas a la vivienda y a la adquisición de bienes de consumo duradero⁵. Por ello, en este trabajo se contemplan simultáneamente el comportamiento de tres variables: los ingresos totales, los gastos totales y los gastos monetarios exclusivamente⁶. Los últimos son el resultado de deducir de los gastos totales aquéllos provenientes del autoconsumo, autosuministro y comidas gratuitas, así como el alquiler de la vivienda. Esta última partida se deduce de los gastos totales porque los alquileres de las viviendas en propiedad no son magnitudes efectivamente pagadas por el propietario. Además, se tratan de magnitudes estimadas, con todos los problemas que un ejercicio de imputación conlleva. Algunos autores, por ejemplo del Río y Ruíz-Castillo (1996), son partidarios de excluir también los alquileres reales sufragados por los ocupantes de viviendas en arrendamiento con el fin de no introducir distorsiones en los hogares, ya que estos últimos tendrían un mayor nivel de vida como consecuencia de no tener una vivienda en propiedad. Sin embargo, aunque el argumento de simetría en el trato aconseje excluir ambos, no es menos cierto que si lo que se desea medir es el gasto monetario exclusivamente, los alquileres efectivamente pagados deberían ser incluidos, de la misma forma que no se plantea excluir los pagos, fundamentalmente de alimentos, realizados en el mercado con el fin de compensar los procedentes del autosuministro o el autoconsumo. Por estas razones, y otras adicionales detalladas en Martín-Guzmán *et al* (1996), el gasto total es la magnitud tomada como referencia en la mayoría de los trabajos. No obstante, con el fin de mantener la comparabilidad con otros estudios realizados a partir de las EPF españolas se han considerado las tres variables, ingresos y gastos totales y gastos monetarios, en los que han sido excluidos los alquileres efectivamente pagados por los arrendatarios.

La comparación en el tiempo de los índices de desigualdad, así como su relación con los datos agregados de renta por habitante que se realiza en el apartado II, recomienda

⁴ Un análisis detallado puede encontrarse en Ruíz-Castillo (1997), del Río y Ruíz-Castillo (1996) y Ayala, Martínez y Ruíz-Huerta (1993).

⁵ Bosch *et al.* (1989) se inclinan por esta opción, mientras que Martín-Guzmán *et al* (1996) optan por considerar exclusivamente los totales.

⁶ Al imponer la condición de que las tres variables presenten valores positivos se dispone de 24.095 observaciones en la EPF 73/74; 23.636 en la EPF 80/81; y 20.931 en la EPF 90/91.

la utilización de deflatores. Respecto a este punto tres son las opciones utilizadas por los autores que han trabajado con las EPF. La más elaborada es la adoptada por Ruíz-Castillo (1993, 1997) quien utiliza deflatores específicos para cada hogar a partir de 58 categorías de bienes de consumo. Además, tiene en cuenta el trimestre en el que la información de cada familia fue recogida, lo que permite fechar el gasto real en un trimestre determinado. Bosch *et al.* (1989) utilizan medias aritméticas del Índice de Precios al Consumo (IPC) anual nacional para los dos años en los que se desarrollan las encuestas⁷, mientras Martín-Guzmán *et al.* (1996) utilizan la media de los IPC correspondientes a los aproximadamente doce meses en los que se realizaron las encuestas. El procedimiento más elaborado de Ruíz-Castillo no introduce modificaciones importantes desde nuestra perspectiva⁸, ni tampoco la utilización de los valores medios de los IPC. En este trabajo se ha optado por utilizar los IPC provinciales base 1991, que toman en cuenta las variaciones temporales pero ignoran las variaciones relativas de precios entre provincias. Cada EPF se deflactó teniendo en cuenta su periodo de recolección, de forma que para la EPF 73/74 se utilizó la media simple entre los IPC de los años 1973 y 1974, y para las EPF 80/81 y 90/91, la media ponderada correspondiente (i.e. $\frac{3}{4}$ del IPC del primer año y $\frac{1}{4}$ del IPC del segundo año)⁹. En este punto es importante señalar que la deflación utilizada no afecta en absoluto a los índices de desigualdad calculados a nivel provincial, puesto que todos los índices utilizados son invariantes respecto a la escala, sin embargo sí afecta al índice de desigualdad agregado a nivel nacional, si bien sólo de forma marginal. Con estas precisiones se resumen brevemente a continuación los aspectos metodológicos más relevantes en el análisis de la desigualdad a partir de las EPF.

Factores de Elevación

Con el fin de que la muestra sea representativa de la población total, se requiere ponderar cada observación (hogar) por los factores de elevación proporcionados por las encuestas. La utilización de los factores de elevación en la transposición de datos muestrales a datos poblacionales es dispar en la literatura, y su utilización en cálculos econométricos y/o

⁷ La EPF 1973/74 se recolectó entre julio de 1973 y junio de 1974. La correspondiente a 1980/81 entre abril de 1980 y marzo de 1981, mientras que la de 1990/91 se recolectó entre los meses de abril de 1990 y marzo de 1991.

⁸ Aunque sí le permite comprobar que entre 1973/74 y 1980/81 los cambios en los precios relativos fueron favorables a los estratos más bajos de la distribución, mientras que entre 1980/81 y 1990/91 la evolución de los precios relativos fue distribucionalmente neutra (del Río y Ruíz-Castillo (1996))

⁹ Sólo se han considerado los IPC anuales y no mensuales para deflactar las EPF ya que no se dispone de una serie homogénea de IPC mensuales por provincias que cubra el periodo de las tres encuestas.

estadísticos que impliquen inferencia no es tampoco clara¹⁰. En este trabajo se ha optado por replicar todas las características de cada hogar por el factor de elevación correspondiente.

Sea F_i el factor de elevación proporcionado por las encuestas, Y_i la variable objeto de estudio en términos reales (ingresos, gastos totales o gastos monetarios) de cada hogar encuestado, a la que por simplicidad denominaremos genéricamente como renta. Definimos la *renta media por hogar*, μ^H , como

$$\mu^H = \sum_{i=1}^n \frac{F_i}{F} \cdot Y_i$$

donde $F = \sum_{j=1}^n F_j$. Mientras que la *renta media per capita* será:

$$\mu^P = \frac{\sum_{i=1}^n F_i Y_i}{\sum_{j=1}^n F_j N_j} = \sum_{i=1}^n \frac{F_i N_i}{\sum_{j=1}^n F_j N_j} \cdot \frac{Y_i}{N_i}$$

siendo N_i el número de miembros del hogar correspondiente.

De esta forma los cálculos aplicados a hogares se ponderan por los factores de elevación, mientras que los cálculos referidos a individuos se ponderan por el producto del factor de elevación y el número de miembros del hogar¹¹.

Escalas de equivalencia y hogares heterogéneos

La comparación entre hogares que reúnen características diferentes, sobre todo en lo relativo a número de miembros y edades de los mismos, ha recomendado la utilización de las denominadas escalas de equivalencia. El objetivo de las mismas es ajustar la renta de los

¹⁰ En este sentido vale la pena señalar que algunos autores sí han tenido en cuenta los problemas que plantea la utilización de factores de elevación en la derivación de inferencia estadística basada en curvas de Lorenz (ver, por ejemplo, los resultados de Beach y Kaliski (1986) o Bishop, Chakraborti y Thistle (1994) para muestras aleatorias ponderadas frente a los de Gail y Gastwirth (1978), Beach y Davidson (1983) y Gastwirth y Gail (1985) para muestras aleatorias simples).

¹¹ La utilización de factores de elevación es lo que se denomina *population weighting* en la terminología de Atkinson, Rainwater y Smeeding (1995).

hogares a sus necesidades potenciales¹². En la actualidad no existe acuerdo unánime sobre la escala más adecuada, por la que la elección entre ellas es en gran medida arbitraria. Existen escalas de equivalencia que ponderan según el número de adultos y/o según la edad de los miembros del hogar, asignándoles pesos diferentes¹³, siendo la más popular la denominada escala de Oxford o de la OCDE, que es la generalmente aceptada por Eurostat¹⁴. En este trabajo se ha optado por la solución, propugnada por Coulter, Cowell y Jenkins (1992a,b) y más frecuentemente utilizada por la literatura reciente, consistente en considerar que las familias difieren sólo en el número de miembros del hogar, lo que permite resumir la escala de equivalencia en un sólo parámetro. Esta opción presenta la ventaja de facilitar la interpretación de las escalas de equivalencia en términos de las economías de escala de las familias en función de su tamaño, permitiendo contemplar los casos siguientes: a) **inexistencia de economías de escala**, i.e. las necesidades se duplican al duplicarse el número de miembros del hogar, equivalente a cálculos en términos *per capita* (suponiendo que utilicemos *person weighting*)¹⁵; b) **economías de escala infinitas**, i.e. las necesidades no se alteran al duplicarse el número de miembros del hogar, equivalente a cálculos en términos de hogares (suponiendo que utilicemos *household weighting*); y c) **economías de escala variables**, comprendidas entre los límites anteriores, i.e. las necesidades crecen con el número de miembros del hogar, pero menos que proporcionalmente. En los resultados agregados que se presentan a continuación se consideran las tres opciones, restringiéndose la opción c), siguiendo a Atkinson *et al.* (1995), al caso en que las necesidades crecen según $\sqrt{N_i}$.

Desde un punto de vista más formal podemos definir la *renta real equivalente per capita*, $x_i^{[\theta]}$, como

$$x_i^{[\theta]} = \frac{Y_i}{N_i^\theta}, \quad \theta \in [0,1]$$

¹² Una buena descripción del problema se encuentra en Atkinson *et al.* (1995). Sobre los fundamentos teóricos de los ajustes por necesidades véase Deaton y Muellbauer (1980) y del Río y Ruíz-Castillo (1996). Una revisión histórica del análisis de las escalas de equivalencia se encuentra en Nelson (1993). Sobre la utilización de escalas de equivalencia en el contexto de la elaboración de series de capital humano puede verse Basu y Foster (1998).

¹³ Véase McClements (1977), Goodman, Johnson y Webb (1989) y las referencias allí citadas, o Bosch *et al.* (1989) entre otros.

¹⁴ La escala de Oxford asigna el coeficiente 1 al primer miembro del hogar, 0,5 a cada uno de los miembros adicionales adultos, y 0,3 a cada menor de 14 años, aunque estas ponderaciones han sufrido modificaciones en el tiempo.

¹⁵ Sobre la consideración de diferentes ponderaciones véase el epígrafe siguiente.

$\theta = 1$, implica **inexistencia de economías de escala**, cálculos en términos *per capita*,
 $x_i^{[1]} = x_i = \frac{Y_i}{N_i}$.

$\theta = 0$, implica **economías de escala infinitas**, cálculos en términos de hogares, no hay ajuste según el tamaño del hogar, $x_i^{[0]} = Y_i$.

$0 < \theta < 1$, implica ciertas economías de escala que son menores conforme se incrementa θ .

$x_i^{[\theta]}$ representa por tanto la **renta real equivalente *per capita*** del hogar i , es decir la renta real equivalente a la de un hogar de un solo individuo. La **renta real equivalente (ficticia) del hogar i** , que tiene N_i miembros, vendría dada por

$$Y_i^{[\theta]} = x_i^{[\theta]} \cdot N_i = \frac{Y_i}{N_i^\theta} \cdot N_i$$

Ponderaciones según el tamaño del hogar

Los factores de elevación mencionados anteriormente, son ponderaciones poblacionales utilizadas con el fin de otorgar representatividad a la muestra en términos de la población subyacente. Todos los cálculos que se presentan a continuación toman en cuenta estos factores de elevación, es decir, todos ellos consideran *population weighting*. Además, es necesario precisar si los estadísticos calculados deben ponderarse por el número de miembros del hogar, *person weighting*, o no, *household weighting*, siguiendo la terminología de Atkinson, Rainwater y Smeeding (1995). En general, estamos más interesados en los individuos que en los hogares, por lo que la práctica habitual es que la renta equivalente *per capita* sea ponderada por el tamaño del hogar, es decir, se asigna a cada individuo la renta equivalente *per capita* del hogar al que pertenece. Así lo hacen, por ejemplo, Atkinson *et al.* (1995), del Río y Ruíz-Castillo (1996, 1997) o Ruíz-Castillo (1997). Al proceder así se está suponiendo implícitamente que no existen desigualdades dentro del hogar, lo que ha sido criticado por varios autores (Haddad y Kambur (1990)).

La utilización conjunta de *population weights* (factores de elevación) y *person weights* (ponderación por el número de miembros del hogar) produce una estimación de la distribución de la renta sobre todos los individuos de la población. De igual forma, la utilización conjunta de *population weights* y *household weights* (considerando a cada hogar como una unidad)

genera una estimación de la distribución de la renta sobre todos los hogares de la población. La no consideración de *population weights* genera estimaciones de la distribución de la renta sobre los individuos o los hogares de la muestra disponible que, dado que no es aleatoria, puede diferir considerablemente de la población subyacente. Todos los cálculos de este trabajo incorporan la ponderación por el número de miembros del hogar, de forma que en términos de renta *per capita* una familia de N_i miembros cuenta como N_i veces una familia de un solo miembro. Como excepción, cuando $\theta = 0$ se considera también la posibilidad de *household weights*, ya que cuando no se realiza ningún ajuste por el tamaño del hogar parece más razonable tratar a cada familia como una unidad que asignar a cada miembro del hogar una renta equivalente igual a la renta familiar.

Teniendo en cuenta las precisiones anteriores, se han calculado los índices de Gini (1912) y Theil (1967)¹⁶ atendiendo a cuatro definiciones para las tres variables objeto de estudio: ingresos y gastos totales, así como gastos monetarios exclusivamente. En líneas generales los índices de desigualdad propuestos en la literatura pueden entenderse como una media aritmética ponderada de funciones de distancia entre puntos, donde la ponderación refleja una determinada frecuencia relativa. Se trata de índices que son lineales en las frecuencias y convexos en las distancias. A continuación se especifican estas cuatro definiciones para la variable genérica renta expresada en términos reales. El índice de Gini viene dado por la expresión siguiente (Kendall y Stuart (1963)):

$$G = \frac{1}{2\mu} \sum_i \sum_j p_i p_j |x_i^{[\theta]} - x_j^{[\theta]}|$$

donde \sum_i debe entenderse como $\sum_{i=1}^n$ y μ es la renta media *per capita*, $\mu = \sum_{i=1}^n p_i x_i^{[\theta]}$. Ya hemos observado que la renta equivalente *per capita*, $x_i^{[\theta]}$, se define como

$x_i^{[\theta]} = \frac{Y_i}{N_i^\theta}$, $\theta \in [0, 1]$. Los tres valores de θ considerados en este trabajo son $\theta = 0, 0.5$ y 1 , y

las ponderaciones utilizan simultáneamente los factores de elevación (*population weights*) y el número de miembros del hogar (*person weights*), por lo que p_i queda definido como

$p_i = \frac{F_i N_i}{\sum_{j=1}^n F_j N_j}$. Tan solo cuando $\theta = 0$, con lo que $x_i^{[0]} = Y_i$ y no hay ningún ajuste según el

tamaño del hogar en el cálculo de la renta equivalente *per capita*, consideramos adicionalmente la posibilidad de tratar a cada familia como una unidad (*household weights*) estando definido

¹⁶ En lo que sigue se hace referencia solamente al índice de Gini, aunque todos los cálculos se han realizado también para el índice de Theil, ofreciendo resultados similares que están disponibles para los lectores interesados que los soliciten.

p_i , en este caso, como $p_i = \frac{F_i}{\sum_{j=1}^n F_j}$.¹⁷ La Tabla 1 ofrece un resumen de las cuatro definiciones consideradas en este trabajo en el cálculo de los índices de desigualdad.

Cuadro 1. Factores de elevación, Economías de escala y Ponderaciones.

Denominación	θ	p_i	$x_i^{[\theta]}$	μ
Por hogar				
Ponderación hogares	$\theta = 0$	$p_i = \frac{F_i}{\sum_{j=1}^n F_j}$	Y_i	$\sum_{i=1}^n \frac{F_i}{\sum_{j=1}^n F_j} \cdot Y_i$
Ponderación individuos		$p_i = \frac{F_i N_i}{\sum_{j=1}^n F_j N_j}$	Y_i	$\sum_{i=1}^n \frac{F_i N_i}{\sum_{j=1}^n F_j N_j} \cdot Y_i$
Per capita	$\theta = 1$	$p_i = \frac{F_i N_i}{\sum_{j=1}^n F_j N_j}$	$\frac{Y_i}{N_i}$	$\sum_{i=1}^n \frac{F_i N_i}{\sum_{j=1}^n F_j N_j} \cdot \frac{Y_i}{N_i}$
Per capita equivalente	$\theta = 0.5$	$p_i = \frac{F_i N_i}{\sum_{j=1}^n F_j N_j}$	$\frac{Y_i}{N_i^{0.5}}$	$\sum_{i=1}^n \frac{F_i N_i}{\sum_{j=1}^n F_j N_j} \cdot \frac{Y_i}{N_i^{0.5}}$

¹⁷ Obsérvese que, tal y como se menciona en el texto, en todos los casos consideramos los factores de elevación, para no considerarlos bastaría con fijar $F_i = 1$, $\forall i$.

II. DESIGUALDAD Y CONVERGENCIA

La relación entre desigualdad en la distribución de la renta y crecimiento se ha postulado tradicionalmente como positiva. Sin embargo, trabajos recientes han invertido su signo desde el punto de vista teórico y empírico. En líneas generales, los autores que defienden una relación positiva descansan su argumentación en los efectos que la desigualdad tiene sobre la acumulación de los factores productivos. En lo que respecta a la acumulación de capital, consideran que la desigualdad permite a los estratos más elevados de renta ganar una mayor tasa de retorno, fomentando la acumulación de capital. Por otra parte, si la tasa de ahorro de los ricos es más elevada que la de los pobres la reducción de la desigualdad llevaría aparejada una reducción del ahorro agregado y, por tanto de la acumulación de capital y el crecimiento (Fields (1989)). El efecto negativo sobre el empleo tiene su origen en el encarecimiento del factor trabajo cuando aumentan las cargas fiscales y las regulaciones, unido al efecto desincentivador de los impuestos progresivos sobre la oferta de trabajo. La progresividad fiscal también se destaca como uno de los factores que afecta negativamente a la acumulación de capital.

La visión tradicional consideraba que los efectos negativos eran predominantes, aunque discrepaba sobre la magnitud de los mismos (ver Okun (1975)). Sin embargo, en fechas recientes han aparecido una serie de trabajos que fundamentan, teórica y empíricamente, la reversión de la relación. Según éstos, las sociedades más igualitarias tienen un potencial de crecimiento mayor basándose en las argumentaciones siguientes (véase Perotti (1996) para una revisión). En primer lugar, el enfoque fiscal defendido entre otros por Alesina y Rodrik (1994), Bertola (1993), Perotti (1993) y Persson y Tabellini (1994) descansa en la proposición de que en sociedades más igualitarias hay menor demanda de redistribución, y por lo tanto menor presión fiscal que estimula mayor acumulación de capital y mayor crecimiento. El segundo enfoque, el denominado enfoque de la inestabilidad política, ha sido adoptado, entre otros, por Alesina y Perotti (1996), Gupta (1990) y Venieris y Gupta (1983, 1986). Los efectos de una mayor inestabilidad se traducen en incrementos de los buscadores de rentas, distorsiones en las actividades de mercado y también en el mercado de trabajo con la consiguiente reducción en la productividad del trabajo. El tercer enfoque arranca del trabajo pionero de Galor y Zeira (1993) que relaciona las restricciones crediticias con la inversión en educación. En este caso, la relación positiva entre igualdad y crecimiento descansa en las dificultades de pedir prestado con cargo a las rentas futuras que se obtendrían si se dispusiera de un mayor capital humano. Cuando la renta se redistribuye más igualitariamente, será menor la proporción de población afectada por las restricciones de crédito, mayor la acumulación de capital humano y también el crecimiento.

En la introducción ya mencionábamos que la debilidad de los trabajos anteriormente mencionados estriba en la endeblez de los datos a partir de los cuales se estima la relación entre desigualdad y crecimiento, lo que inevitablemente cuestiona la robustez de los resultados. El problema se agrava porque lo que está en discusión no es tanto la magnitud del efecto sino el signo de la relación, ya que es este último en el que las opiniones no son coincidentes. Precisamente este argumento ha sido puesto de manifiesto en un reciente trabajo de Forbes (1998). En él se argumenta que los estudios que han obtenido una relación negativa entre desigualdad y crecimiento adolecen de dos tipos de limitaciones: la escasa calidad de los datos relativos a los indicadores de desigualdad, y el método econométrico utilizado. La segunda objeción se refiere a la práctica generalizada de estimar ecuaciones estándar de convergencia de corte transversal por mínimos cuadrados ordinarios. La limitación en el número de observaciones disponibles, sobre índices de desigualdad fundamentalmente, restringe la utilización de otros procedimientos de estimación que, a partir de la consideración de la estructura de panel de los datos, permitan introducir efectos individuales inobservables que aproximen por diferencias en el estado estacionario, ni tampoco el más adecuado método generalizado de momentos (Holtz-Eakin, Newey y Rosen (1988), Arellano y Bond (1991)). El resultado más llamativo del trabajo de Forbes (1998) es que, cuando toma en consideración las dos objeciones anteriores, concluye que el signo del efecto de la desigualdad sobre el crecimiento se invierte, volviéndose al punto de vista tradicional de que las sociedades más igualitarias tienen menor potencial de crecimiento.

El tema es lo suficientemente importante como para merecer un análisis más cuidadoso, y sobre todo basado en una información estadística con las suficientes garantías de homogeneidad. Este requisito es el que ha guiado la minuciosa elaboración de los índices de desigualdad descrita en el apartado I, a partir de los datos individuales, sin acudir a las estimaciones realizadas por otros autores. La reelaboración de los índices ha permitido no sólo asegurar la homogeneidad de los mismos, sino también acudir a la desagregación provincial ampliando de esta forma la muestra.

Además, se dispone también de información provincial, desde 1955, del Valor Añadido Bruto (VAB)¹⁸. Podría argumentarse que esta información no es necesaria puesto que las propias encuestas proporcionan información sobre los ingresos de los individuos. Sin embargo, creemos que es más adecuado acudir a la información proporcionada por el Banco Bilbao-Vizcaya (BBV) por las dos razones siguientes. En primer lugar, porque es la fuente comúnmente utilizada en el análisis del crecimiento y la convergencia regional en España, disponiéndose en la actualidad de la serie homogénea de VAB a coste de factores en términos

¹⁸ Fundación Banco Bilbao-Vizcaya (varios años)

reales¹⁹. En segundo lugar porque, como ya ha sido mencionado, los datos de las EPF's se refieren a ingresos y gastos después del pago de impuestos. Sin embargo, desde la perspectiva del crecimiento lo que interesa es la capacidad de generar bienes que tienen los distintos países (provincias en nuestro caso), y ésta debe considerarse en la fase previa a la intervención redistributiva del sector público. La posibilidad de disponer de ambas informaciones, datos individuales de las tres EPF's e información provincial del VAB, otorga a los datos españoles una solidez de la que no disfrutaran las contrastaciones realizadas con datos internacionales.

Estimación de la Ecuación de Convergencia

Como ya se ha mencionado, la contrastación estándar de la relación entre desigualdad y crecimiento se ha realizado acudiendo a la estimación de ecuaciones de convergencia *à la Barro* (1991), esto es de corte transversal. En la gran mayoría de los trabajos empíricos las tasas de crecimiento de los países, regiones o provincias, aparecen condicionadas por el nivel de renta inicial y por un conjunto relativamente extenso de variables que se considera afectan al estado estacionario²⁰. Las variables más frecuentemente utilizadas contemplan algún tipo de indicador de capital humano, de nivel de participación ciudadana u otras *proxies* de la profundidad de la democracia, las distorsiones al libre comercio, y también de la estructura productiva, en especial del peso del sector agrícola, junto con variables que aproximan los niveles de desigualdad. Al estar refiriéndonos a un único país, España, la consideración de algunas de las variables anteriores carece de sentido. Además, estudios previos (Mas *et al* (1994) y Pérez *et al* (1996)) han comprobado que en la economía española y para el periodo que estamos considerando, la inclusión de variables de capital humano no resultan muy significativas en la estimación de una ecuación estándar de convergencia. Por ambas razones, centraremos los resultados que se presentan en una ecuación de convergencia en la que la tasa (anual acumulativa) de crecimiento del VAB *per capita* es regresada respecto al (logaritmo del) VAB *per capita* y al índice de Gini en el momento inicial,²¹ elaborado para las cuatro variables y los tres conceptos: ingresos y gastos totales y gastos monetarios exclusivamente.

La estimación de la ecuación de convergencia ha sido realizada habitualmente para un periodo largo de tiempo, utilizando como método de estimación el de mínimos cuadrados ordinarios. En el cuadro 2 aparecen los resultados utilizando este procedimiento para el periodo 1973-1991. En la primera línea aparece la estimación de la ecuación no condicionada,

¹⁹ Esta variable forma parte de la *Base de Conocimiento* de la Fundación Banco Bilbao-Vizcaya disponible en Internet (<http://bancoreg.fbbv.es>) desde septiembre de 1998.

²⁰ Véase, por ejemplo, Perotti (1996), Clarke (1995), Alesina y Rodrik (1994) y Persson y Tabellini (1994)

²¹ Idénticos resultados se obtuvieron con los índices de Theil.

mientras que en las siguientes se han incluido distintos indicadores de desigualdad, todos ellos índices de Gini, para cada una de las posibles definiciones de la variable renta. Los resultados contenidos en el cuadro 2 indican dos cosas. En primer lugar, que el efecto de la desigualdad depende de la variable a la que nos refiramos. En segundo lugar, que esta variable sólo resulta significativa cuando la variable utilizada es la correspondiente a gastos monetarios por hogar (ponderación hogares), presentando en este caso, signo positivo. Por consiguiente, la conclusión de Forbes (1998) de que el signo negativo tiene su origen en la estimación de una ecuación de corte transversal por OLS no se mantiene en el caso español.

CUADRO 2.

ESTIMACIÓN ECUACIÓN DE CONVERGENCIA 1973-1991. MÉTODO ESTIMACIÓN: OLS

	C		Ipc 73		Desigualdad		R ²
	Coefficiente	t-Student	Coefficiente	t-Student	Coefficiente	t-Student	
I. No condicionada	28,56	8,49	-1,90	-7,70			0,488
II. Condicionada							
Ingresos Totales							
Por hogar ($\theta=0$)							
ponderación hogares	24,91	5,85	-1,72	-6,26	3,08	1,11	0,495
ponderación individuos	29,25	7,12	-1,94	-7,27	-0,71	-0,23	0,488
Per capita ($\theta=1$)	30,83	8,61	-2,01	-8,08	-2,73	-1,07	0,497
Per capita equivalente ($\theta=0.5$)	30,23	8,01	-1,99	-7,80	-1,85	-0,69	0,491
Gastos Totales							
Por hogar ($\theta=0$)							
ponderación hogares	21,98	4,70	-1,55	-5,33	4,90	1,68	0,511
ponderación individuos	27,28	6,01	-1,84	-6,45	1,04	0,33	0,489
Per capita ($\theta=1$)	30,34	7,39	-1,99	-7,59	-1,94	-0,54	0,491
Per capita equivalente ($\theta=0.5$)	28,91	6,63	-1,92	-6,94	-0,33	-0,10	0,488
Gastos Monetarios							
Por hogar ($\theta=0$)							
ponderación hogares	18,84	3,71	-1,37	-4,27	6,15	2,49	0,533
ponderación individuos	23,43	4,46	-1,62	-4,92	3,39	1,19	0,502
Per capita ($\theta=1$)	26,42	5,80	-1,79	-6,13	1,68	0,63	0,491
Per capita equivalente ($\theta=0.5$)	24,75	4,96	-1,69	-5,35	2,74	0,97	0,497

Nota: Todos los índices de desigualdad son índices de Gini

La inferencia es consistente frente a la heterocedasticidad (White (1980)).

Por otra parte, supongamos que la disponibilidad estadística tan solo permitiera estimar alguno de los dos subperiodos. En el cuadro 3 aparece la estimación por OLS para el primero de ellos, el periodo 1973-1981, y comprobamos en este caso que nuevamente se alternan los signos positivos y negativos del índice de desigualdad dependiendo de la variable que se considere, aunque en ningún caso es ahora significativa. En el cuadro 4 se replica la misma

estimación pero referida ahora al segundo subperiodo, el correspondiente a los años 1981-1991. Ahora los índices de desigualdad expresados en términos *per capita* sí son significativos y presentan el signo negativo de la mayoría de los trabajos. Por tanto, y como era de esperar, el periodo temporal cubierto por la estimación importa.

CUADRO 3.
ESTIMACIÓN ECUACIÓN DE CONVERGENCIA 1973-1981. MÉTODO ESTIMACIÓN: OLS

	C		Y 73		Desigualdad		R ²
	Coefficiente	t-Student	Coefficient	t-Student	Coefficient	t-Student	
I. No condicionada	44,04	6,67	-3,12	-6,45			0,482
II. Condicionada							
Ingresos Totales							
Por hogar (θ=0)							
ponderación hogares	45,63	4,58	-3,20	-5,15	-1,34	-0,22	0,483
ponderación individuos	47,64	5,48	-3,30	-5,86	-3,68	-0,71	0,487
Per capita (θ=1)	46,44	5,44	-3,23	-5,79	-2,88	-0,60	0,486
Per capita equivalente (θ=0.5)	47,04	5,56	-3,27	-5,84	-3,31	-0,73	0,486
Gastos Totales							
Por hogar (θ=0)							
ponderación hogares	42,43	4,55	-3,04	-5,18	1,20	0,21	0,483
ponderación individuos	44,24	5,00	-3,13	-5,46	-0,16	-0,03	0,482
Per capita (θ=1)	46,40	6,15	-3,23	-6,35	-2,56	-0,53	0,484
Per capita equivalente (θ=0.5)	45,54	5,66	-3,20	-6,00	-1,40	-0,28	0,483
Gastos Monetarios							
Por hogar (θ=0)							
ponderación hogares	34,52	3,58	-2,60	-4,39	6,03	1,04	0,498
ponderación individuos	35,78	4,04	-2,66	-4,74	5,47	1,04	0,495
Per capita (θ=1)	37,87	5,20	-2,79	-5,96	4,87	0,92	0,492
Per capita equivalente (θ=0.5)	36,58	4,42	-2,71	-5,16	5,36	0,97	0,495

Nota: Todos los índices de desigualdad son índices de Gini

La inferencia es consistente frente a la heterocedasticidad (White (1980)).

CUADRO 4.
ESTIMACIÓN ECUACIÓN DE CONVERGENCIA 1981-1991. MÉTODO ESTIMACIÓN: OLS

	C		hpc 81		Desigualdad		R²
	Coefficiente	t-Student	Coefficiente	t-Student	Coefficiente	t-Student	
I. No condicionada	21,56	3,39	-1,31	-2,86			0,116
II. Condicionada							
Ingresos Totales							
Por hogar (θ=0)							
ponderación hogares	19,18	2,24	-1,19	-2,12	1,96	0,49	0,118
ponderación individuos	19,71	2,39	-1,21	-2,22	1,51	0,41	0,117
Per capita (θ=1)	32,47	4,63	-1,83	-3,82	-12,39	-3,26	0,249
Per capita equivalente (θ=0.5)	30,31	3,86	-1,77	-3,39	-8,73	-2,13	0,173
Gastos Totales							
Por hogar (θ=0)							
ponderación hogares	15,14	1,88	-0,97	-1,85	4,58	1,15	0,129
ponderación individuos	17,02	2,26	-1,07	-2,16	3,44	0,84	0,123
Per capita (θ=1)	34,83	3,66	-1,98	-3,24	-12,75	-2,65	0,222
Per capita equivalente (θ=0.5)	29,74	3,22	-1,76	-2,91	-6,93	-1,50	0,145
Gastos Monetarios							
Por hogar (θ=0)							
ponderación hogares	15,77	2,09	-1,00	-2,04	3,86	1,02	0,129
ponderación individuos	17,39	2,44	-1,08	-2,30	2,88	0,78	0,123
Per capita (θ=1)	31,10	3,56	-1,82	-3,12	-7,52	-2,37	0,171
Per capita equivalente (θ=0.5)	26,62	3,18	-1,59	-2,85	-3,70	-1,06	0,128

*Nota: Todos los índices de desigualdad son índices de Gini
La inferencia es consistente frente a la heterocedasticidad (White (1980)).*

En el origen de los frecuentes cambios de signo y la general escasa significatividad de las variables que miden la desigualdad en la renta *per capita* de los individuos en la estimación por OLS, se encuentra la correlación existente entre el nivel inicial de desigualdad y la renta *per capita*. Cuánto más estrecha sea la relación negativa entre el nivel de renta inicial y su tasa de crecimiento, y más estrecha sea también la relación negativa entre nivel inicial de renta y desigualdad, más probable es que el signo estimado a partir de una ecuación de convergencia sea positivo.

En el cuadro 5 pueden verse las correlaciones simples entre los índices de Gini y el nivel de VAB *per capita* en los tres periodos a los que se refieren las *Encuestas*. En todos los casos las correlaciones son negativas y significativas indicando que existe una relación contemporánea negativa entre desigualdad y nivel de renta *per capita*, siendo ésta más estrecha en el primer periodo que en el segundo. Si a este hecho añadimos que en la economía española la correlación entre los niveles iniciales de renta y su crecimiento posterior fueron también más

intensos en la primera parte del periodo que en la segunda, como puede comprobarse a partir de las estimaciones de las ecuaciones de convergencia no condicionada en los cuadros 3 y 4, no resulta sorprendente que sólo en el periodo 1981-1991 aparezcan signos negativos y significativos en los índices de desigualdad. En consecuencia, las estimaciones por OLS de ecuaciones de convergencia que incorporen índices de desigualdad (y en general cualquier variable con sus mismas propiedades) se encuentran con el problema potencial de que cuánto más estrecha y negativa sea la relación entre éstos y el nivel de renta inicial, y más intensa sea también la convergencia no condicionada, más probable es que se invierta el signo pasando de negativo a positivo, y sea en general no significativo.

CUADRO 5.
CORRELACIONES SIMPLES ÍNDICES DE GINI Y RENTA PER CAPITA

	1973/74	1980/81	1990/91
Ingresos Totales			
Por hogar (Θ=0)			
ponderación hogares	-0,62 (0,00%)	-0,52 (0,01%)	-0,35 (1,15%)
ponderación individuos	-0,50 (0,02%)	-0,51 (0,02%)	-0,36 (0,98%)
Per capita (Θ=1)	-0,39 (0,56%)	-0,31 (2,60%)	-0,31 (2,88%)
Per capita equivalente (Θ=0.5)	-0,47 (0,06%)	-0,41 (0,28%)	-0,31 (2,75%)
Gastos Totales			
Por hogar (Θ=0)			
ponderación hogares	-0,63 (0,00%)	-0,58 (0,00%)	-0,38 (0,70%)
ponderación individuos	-0,58 (0,00%)	-0,55 (0,00%)	-0,39 (0,55%)
Per capita (Θ=1)	-0,46 (0,07%)	-0,44 (0,14%)	-0,41 (0,29%)
Per capita equivalente (Θ=0.5)	-0,54 (0,00%)	-0,52 (0,01%)	-0,37 (0,73%)
Gastos Monetarios			
Por hogar (Θ=0)			
ponderación hogares	-0,65 (0,00%)	-0,55 (0,00%)	-0,37 (0,80%)
ponderación individuos	-0,64 (0,00%)	-0,55 (0,00%)	-0,39 (0,46%)
Per capita (Θ=1)	-0,57 (0,00%)	-0,46 (0,07%)	-0,43 (0,20%)
Per capita equivalente (Θ=0.5)	-0,61 (0,00%)	-0,52 (0,01%)	-0,39 (0,56%)

Nota: Entre paréntesis porcentaje de significación

Una forma de soslayar parcialmente el problema es considerar la estructura de panel de los datos, ya que en nuestro caso disponemos de tres observaciones temporales para las cincuenta provincias españolas, introduciendo efectos fijos temporales e individuales. Dichos efectos recogen diferencias inobservables en el estado estacionario de las diferentes provincias. La ecuación a estimar es por tanto

$$gy_{i,t} = \alpha + \lambda_i + \mu_t + \beta y_{i,t-1} + \gamma G_{i,t-1} + u_{i,t} \quad i = 1, \dots, 50; \quad t = 1, 2 \quad (1)$$

donde $gy_{i,t}$ es la tasa de crecimiento anual acumulativo del VAB *per capita* provincial, $y_{i,t-1}$ es el logaritmo del VAB *per capita* y $G_{i,t-1}$ es el índice de Gini al principio del periodo. El término λ_i es un vector de constantes específicas para cada provincia (una matriz de variables ficticias provinciales multiplicada por el vector de coeficientes respectivo), el término μ_t es un vector de constantes específicas para cada periodo (una matriz de variables ficticias temporales multiplicada por el vector de coeficientes respectivo), α es una constante que capta el crecimiento medio del VAB *per capita* y $u_{i,t}$ es un término de perturbación que se supone independiente, aunque no idénticamente distribuido, en concreto la inferencia es robusta de forma desconocida frente a la heterocedasticidad, tanto en el tiempo como en el corte transversal (White (1980)).

Tal y como está definido el modelo (1) los parámetros no están identificados, por lo que no es posible su estimación sin restricciones adicionales. Por esta razón, se introducen como restricciones de identificación $\sum_{i=1}^{50} \lambda_i = 0$ y $\sum_{t=1}^2 \mu_t = 0$, por lo que los efectos fijos provinciales, λ_i , representan la desviación de la provincia i respecto a la media y los efectos fijos temporales, μ_t , representa la desviación del periodo t respecto a la media. Las restricciones no afectan a la bondad del ajuste del modelo, ni al resto de coeficientes estimados para las otras variables explicativas, ni tampoco a la significación conjunta de λ_i y μ_t , aunque afectan a la interpretación de estos coeficientes²².

En el cuadro 6 aparecen los resultados correspondientes a la estimación de la ecuación (1) en la que se han considerado tanto efectos fijos temporales como provinciales. En el cuadro no se presentan los valores correspondientes a dichos efectos, que resultaron, en la práctica generalidad de los casos, significativos. En la estimación se ha considerado que las velocidades de convergencia eran distintas entre los dos subperiodos tal como se desprendía de los resultados contenidos en los cuadros 3 y 4. En la primera línea se presenta la ecuación no condicionada mientras que las restantes se refieren a ecuaciones de convergencia condicionada por las distintas versiones de la variable desigualdad y obtenidas a partir de la siguiente ecuación:

²² Un problema relacionado con la estimación OLS de (1) es la probable existencia de sesgos importantes en la estimación de los parámetros debido al carácter dinámico de la relación (Nickell (1981)), especialmente cuando la muestra es reducida en la dimensión temporal, como en este caso, y/o se utilizan tasas de crecimiento sobre subperiodos cortos que pueden contener mucho ruido cíclico, lo que no es el caso en nuestra estimación. La solución econométrica a este problema requiere la utilización de variables instrumentales. Sin embargo dada la corta dimensión temporal de nuestros datos la aplicación, por ejemplo, del estimador GMM de Arellano y Bond (1991) no es en la práctica operativa.

$$gy_{i,t} = \alpha + \lambda_i + \mu_t + \beta_t y_{i,t-1} + \gamma G_{i,t-1} + u_{i,t} \quad i = 1, \dots, 50; \quad t = 1, 2 \quad (2)$$

El mantenimiento del signo negativo contrasta con el obtenido por Forbes (1998) quien, al estimar mediante técnicas de panel la ecuación de convergencia, concluye que la relación se invierte pasando a ser su signo positivo. Por el contrario, nuestros resultados apuntan en la misma dirección que la mayoría de los trabajos empíricos, mencionados en la introducción, que utilizan OLS en una ecuación de corte transversal como procedimiento de estimación, es decir, hacia un efecto negativo de la desigualdad sobre el potencial de crecimiento de una economía. Sin embargo, este resultado depende de la especificación de la variable que mide la desigualdad. Hasta donde conocemos, ningún modelo teórico se ha planteado las razones que puedan explicar las diferencias que surgen al contemplar la desigualdad existente entre los hogares o entre los individuos, o incluso al considerar economías de escala que dependen del tamaño del hogar. La investigación futura debería orientarse en esta dirección, incorporando factores demográficos, institucionales y sociales en el análisis de la desigualdad y sus implicaciones sobre el crecimiento y la convergencia.

CUADRO 6.
ESTIMACIÓN ECUACIÓN DE CONVERGENCIA 1973-1991
MÉTODO ESTIMACIÓN: PANEL CON EFECTOS FIJOS PROVINCIALES

	Y 73		Ipc 81		Desigualdad		R ²	χ ² (1)
	Coefficiente	t-Student	Coefficiente	t-Student	Coefficiente	t-Student		
I. No condicionada								
	-13,44	-18,75	-14,91	-15,37			0,920	15,23
II. Condicionada								
Ingresos Totales								
Por hogar (θ=0)								
ponderación hogares	-13,51	-18,39	-14,98	-15,07	-1,91	-0,92	0,920	15,11
ponderación individuos	-13,44	-18,42	-14,91	-15,05	0,10	0,05	0,920	14,83
Per capita (θ=1)	-13,40	-18,35	-14,83	-14,98	-4,68	-2,25	0,923	14,14
Per capita equivalente (θ=0.5)	-13,47	-18,53	-14,94	-15,17	-3,25	-1,59	0,921	15,09
Gastos Totales								
Por hogar (θ=0)								
ponderación hogares	-13,68	-17,92	-15,18	-14,77	-3,39	-1,42	0,920	15,16
ponderación individuos	-13,40	-18,30	-14,87	-15,08	0,46	0,20	0,920	15,12
Per capita (θ=1)	-13,56	-18,46	-15,04	-15,16	-6,76	-2,47	0,924	15,38
Per capita equivalente (θ=0.5)	-13,66	-18,38	-15,16	-15,08	-4,30	-1,69	0,921	15,38
Gastos Monetarios								
Por hogar (θ=0)								
ponderación hogares	-13,08	-17,08	-15,29	-14,42	-3,27	-1,36	0,920	15,42
ponderación individuos	-13,44	-17,68	-14,92	-14,79	-0,05	-0,02	0,920	15,20
Per capita (θ=1)	-13,81	-17,81	-15,30	-14,95	-5,94	-2,25	0,923	16,06
Per capita equivalente (θ=0.5)	-13,81	-17,54	-15,31	-14,78	-3,88	-1,56	0,921	15,81

Note: All the inequality indices are Gini indices
χ² (1) is a test of equality of convergence rates. Critical value at 5% of significance 3.84

III. CONCLUSIONES

En fechas recientes la literatura está volviendo hacia un tema clásico, la relación entre desigualdad y crecimiento. Los últimos años han conocido la aparición de una serie de trabajos teóricos que fundamentan la relación negativa existen entre ambos, aunque las opiniones distan de ser unánimes. Sin embargo, los autores críticos con este resultado se enfrentan a la aparente abrumadora evidencia empírica a favor de los perniciosos efectos de la desigualdad sobre el crecimiento económico. Este trabajo se ha centrado exclusivamente en la contrastación empírica sin decantarse por ninguno de los modelos teóricos existentes, ni tampoco ofrecer un marco teórico alternativo.

Nuestro punto de partida ha sido la constatación de que la generalidad de las contrastaciones empíricas se han realizado a partir de datos internacionales de más que dudosa homogeneidad. Por otra parte, el procedimiento econométrico habitual ha sido la estimación de ecuaciones de convergencia de corte transversal utilizando mínimos cuadrados ordinarios. La selección de este procedimiento ha estado originada, en gran medida, por la disponibilidad de una única observación por país para los índices de desigualdad. Sin embargo, trabajos recientes han argumentado a favor de la utilización de datos de panel.

En este trabajo se han recogido las dos críticas, las relativas a los datos y al procedimiento de estimación. Para la economía española se disponen de tres *Encuestas de Presupuestos Familiares* correspondientes a los años 1973/74, 1980/81 y 1990/91. A partir de la información microeconómica se han elaborado *ex novo* los índices de desigualdad para las cincuenta provincias españolas, con la finalidad de garantizar la homogeneidad y consistencia de los mismos. El procedimiento seguido se ha descrito con detalle en el apartado I, dónde se ha hecho especial hincapié en la utilización de los factores de elevación, las ponderaciones y las escalas de equivalencia, explicitando con claridad las variables que serán utilizadas más adelante, aproximación poco habitual en la literatura.

Al analizar en el apartado II la relación entre desigualdad y crecimiento, a partir de la estimación de ecuaciones de convergencia en la que se introduce el índice de Gini como variable adicional, los resultados más importantes son los siguientes.

1. En la estimación de ecuaciones de corte transversal mediante OLS, para el periodo completo 1973-1991, las variables relativas a la desigualdad sólo resultan significativas en una de las doce definiciones consideradas, siendo su signo positivo.

2. Al distinguir por subperiodos, no resulta significativa ninguna de ellas en el primero, y sólo las variables expresadas en términos *per capita* en el segundo. En consecuencia, la selección del periodo analizado resulta importante en los resultados que se obtienen.
3. Existe una correlación simple negativa y significativa entre los niveles iniciales de renta *per capita* y desigualdad a nivel provincial que puede ser, al menos parcialmente, responsable del signo positivo de la desigualdad en la estimación de ecuaciones de convergencia de corte transversal. Dicho signo negativo indica la existencia de una relación contemporánea negativa entre los niveles de VAB *per capita* y desigualdad, que en el caso de las provincias españolas es muy estrecha, sobre todo al comienzo del periodo.
4. La estimación a partir de la consideración de una estructura de los datos de panel, incluyendo efectos fijos temporales y provinciales, devuelve el signo negativo a la variable de desigualdad, aunque sólo resulta significativa cuando las variables aparecen expresadas en términos *per capita*.

En definitiva, la evidencia empírica relativa a la relación entre desigualdad, crecimiento y convergencia, no sujeta a la crítica sobre la bondad de los datos, permite mantener la conclusión de que su signo es negativo cuando las variables se expresan en términos *per capita*, que es por otra parte y en nuestra opinión, la forma más adecuada de definir a las variables. La consideración indistinta de variables relativas a hogares o a personas, y la presumible variedad de procedimientos en la elaboración de los índices, es probablemente responsable de la reversión del signo y/o de su falta de significatividad. En cualquier caso, resulta necesario fundamentar teóricamente las razones que puedan explicar la ausencia de significatividad de las variables relativas a hogares, o expresadas en términos de *capitas* equivalentes, reflexión que se encuentra en la actualidad ausente en la literatura.

REFERENCIAS

- Alesina, A. and Perotti (1996):** “Income Distribution, Political Instability, and Investment”, *European Economic Review*.
- Alesina, A. and Rodrik, D. (1994):** “Distributive Politics and Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 109, 2, (May), 465-490.
- Arellano, M. and Bond, S. (1991):** “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies* 58: 277-297.
- Atkinson, A.B, Rainwater, L. and Smeeding, T.M. (1995):** *Income Distribution in OECD Countries. Evidence from the Luxembourg Income Study*, OECD.
- Ayala, L., Martínez, R. and Ruíz-Huerta, J. (1993):** “La Distribución de la Renta en España en los años ochenta: Una Perspectiva Comparada” in L. Gutiérrez and J. Almunia (eds.): *La Distribución de la Renta*”, Vol. 2, Fundación Argentaria, Madrid.
- Barro, R.J. (1991):** “Economic Growth in a Cross Section of Countries”, *Quarterly Journal of Economics*, May, 106(2), 407-43.
- Basu, K. and Foster, J. E. (1998):** “On measuring literacy”, *Economic Journal*, 108, 451, (November), 1733-1749.
- Beach, C.M. and Davidson, R. (1983):** “Distribution-free statistical inference with Lorenz curves and income shares”, *Review of Economic Studies*, 50, 723-735.
- Beach, C.M. and Kaliski, S. F. (1986)** “Lorenz curve inference with sample weights: An application to the distribution of unemployment experience”, *Applied Statistics*, 35, 1, 38-45.
- Benabou, R. (1996):** “Inequality and Growth”, *NBER Macroeconomics Annual*, (forthcoming).

- Bertola, G. (1993):** “Market Structure and Income Distribution in Endogenous Growth Models”, *American Economic Review* 83, 1184-1199.
- Bishop, J.A., Chakraborti, S. and Thistle, P.D. (1994):** “Relative inequality, absolute inequality, and welfare: Large sample tests for partial orders”, *Bulletin of Economic Research*, 46, 1, 41-59.
- Bosch, A., Escribano, C. and Sánchez, I. (1989):** *Evolución de la Desigualdad y la Pobreza en España. Estudio Basado en las Encuestas de Presupuestos Familiares 1973-74 y 1980-81*. Instituto Nacional de Estadística (INE), Madrid.
- Chiu, W.H. (1998):** “Income inequality, human capital accumulation and economic performance”, *Economic Journal*, 108, 446, (January), 44-59.
- Clarke, G.R.G. (1995):** “More Evidence on Income Distribution and Growth”, *Journal of Development Economics*, 47, 2, (August), 403-427.
- Coulter, F., Cowell, F. and Jenkins (1992a):** “Differences in needs and assesment of income distributions”, *Bulletin of Economic Research*, 44, 77-124.
- Coulter, F., Cowell, F. and Jenkins (1992b):** “Equivalence scale relativities and the extend of inequality and poverty”, *Economic Journal*, 102, 414, (September), 1067-1082.
- Deaton, M. and Muellbauer, J. (1980):** *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Del Río, C. and Ruíz-Castillo, J. (1996):** “Ordenaciones de bienestar e inferencia estadística. El caso de las EPF de 1980-81 y 1990-91”, Second Symposium on the Desigualdad de la Renta y la Riqueza, *La Desigualdad de Recursos*, Vol. VI, Fundación Argentaria, Madrid.
- Del Río, C. and Ruíz-Castillo, J. (1997):** “Intermediate Inequality and Welfare. The Case of Spain, 1980-81 to 1990-1991”, *Working Paper 97-38, Economic Series 16* (May), Departamento de Economía, Universidad Carlos III, Madrid.
- Fields. G. S. (1989):** “Changes in poverty and inequality in developing countries”, *World Bank Research Observer* 4, 167-185.

- Forbes, K.J. (1998):** “A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth”, MIT Working Paper, September.
- Fundación BBV (vv.aa.):** *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial*, Banco de Bilbao and Banco Bilbao-Vizcaya, Bilbao.
- Galor, O. and Zeira, J. (1993):** “Income distribution and macroeconomics”, *Review of Economic Studies*, 60, 1 (January), 35-52.
- Gail, M.H. and Gastwirth, J.L. (1978):** “A scale-free goodness-of-fit test for the exponential distribution based on the Lorenz curves”, *Journal of the American Statistical Association*, 73, 787-793.
- Gastwirth, J.L. and Gail, M.H. (1985):** “Simple asymptotically distribution-free methods for comparing Lorenz curves and Gini indices obtained from complete data”, in Basman, R.L. and Rhodes, G.F.Jr. (eds.) *Advances in Econometrics*, Vol. 4, Greenwich, JAI Press.
- Gini, C. (1912)** “Variabilità e mutabilità, contributo allo studio delle distribuzioni e relazioni statistiche”, *Studi Economico-Giuridici dell’ Università di Cagliari*, 3, part 2, 1-158.
- Goerlich, F.J. and Mas, M. (1998):** “Medición de la Desigualdad: Variables, Indicadores y Resultados”, *Moneda y Crédito*, nº 207, November, 59-86
- Goodman, A., Johnson, P. and Webb, S. (1989):** *Inequality in the UK*, Oxford University Press, Oxford.
- Gupta, D. (1990):** *The Economics of Political Violence*, Praeger, New York.
- Haddad, L. and Kambur, R. (1990):** “How serious is the neglect of intra-household inequality”, *Economic Journal*, 100, 866-881.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W. and Rosen, H. S. (1988):** “Estimating vector autoregressions with panel data”, *Econometrica*, 56, 6, November, 1371-1395.
- INE (vv.aa.):** *Encuesta de Presupuestos Familiares*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

- Kendall, M. G. and Stuart, A. (1963)** *The Advanced Theory of Statistics. Volume 1: Distribution Theory*. 2ª Ed. Griffin, London.
- Kuznets, S. (1955)**: “Economic growth and income inequality”, *American Economic Review*, 45, 1, 1-28.
- Martín-Guzmán, P., Toledo, M.I., Bellido, N., López, J. and Jano, N. (1996)**: *Encuesta de Presupuestos Familiares. Desigualdad y Pobreza en España. Estudio basado en las Encuestas de Presupuestos Familiares de 1973-74, 1980-81 y 1990-91*. Instituto Nacional de Estadística and Universidad Autónoma de Madrid.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. and Uriel, E. (1994)**: “Disparidades regionales y convergencia de las comunidades autónomas españolas”, *Revista de Economía Aplicada*, II, 4, 129-148.
- McClements, L. (1977)**: “Equivalence scales for children”, *Journal of Public Economics*, 8, 191-210.
- Nelson, J.A. (1993)**: “Household Economics of Scale in Consumption: Theory and Evidence”, *Econometrica* 56, 6, 1301-1314.
- Nickell, S. (1981)**: “Biases in dynamic models with fixed effects”, *Econometrica*, 49, 1417-1426.
- Okun, A.M. (1975)**: *Equality and Efficiency: The Big Tradeoff*, Brookings Institution, Washington.
- Persson, T. and Tabellini, G. (1994)**: “In inequality harmful for growth?”, *American Economic Review*, 84, 3 (June), 600-621.
- Pérez, F., Goerlich, F.J. y Mas, M. (1996)**: *Capitalización y Crecimiento en España y sus Regiones 1955-1995*, Fundación Banco Bilbao-Vizcaya, Bilbao.
- Perotti, R. (1993)**: “Political Equilibrium, Income Distribution, and Growth”, *Review of Economic Studies* 60, 755-776.

- Perotti, R. (1996):** “Growth, Income Distribution and Democracy: What the Data Say”, *Journal of Economic Growth*, 1 (june), 149-187.
- Ruíz-Castillo, J. (1987):** “La medición de la pobreza y la desigualdad en España, 1980-1981”, *Estudios Económicos* nº 42, Banco de España, Madrid.
- Ruíz-Castillo, J. (1993):** “La distribución del gasto en España de 1973 a 1980-81”, en Almunia, J. y Gutiérrez, L. (eds.), Primer Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza, *La Distribución de la Renta*, Vol. II, Fundación Argentaria, Madrid.
- Ruíz-Castillo, J. (1997):** “A Simplified Model for Social Welfare Analysis. An application to Spain, 1973-74 to 1980-81”, *Working Paper* 97-37, Economic Series 15 (Mayo), Departamento de Economía, Universidad Carlos III, Madrid.
- Slesnick, D. (1991):** “The Standard of Living in the United States”, *Review of Income and Wealth*, Series 37, nº 34, 363-386.
- Slesnick, D. (1993):** “Gaining Ground: Poverty in the Postwar United States”, *Journal of Political Economy*, nº 10, 1-38.
- Theil, H. (1967)** *Economics and Information Theory*, Amsterdam, North Holland.
- Venieris, Y. y Gupta, D. (1983):** “Socio-Political Instability and Economic Dimensions of Development: A Cross-Sectional Model”, *Economic Development and Cultural Change* 31, 727-756.
- Venieris, Y. y Gupta, D. (1986):** “Income Distribution and Socio-Political Instability as Determinants of Savings: A Cross-Section Model”, *Journal of Political Economy* 96, 873-883
- Williamson, J. G. (1965)** “Regional inequality and the process of national development: A description of the patterns”, *Economic Development and Cultural Change*, 4, 3-45.
- White, H. (1980)** “A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity”, *Econometrica*, 48, 4, (May), 817-838.